

Épargne de précaution et revenu de travail incertain : un survol de la littérature

Precautionary Saving and Uncertain Labour Income: A Survey

Michel Normandin

Volume 69, numéro 4, décembre 1993

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/602124ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/602124ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (imprimé)

1710-3991 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Normandin, M. (1993). Épargne de précaution et revenu de travail incertain : un survol de la littérature. *L'Actualité économique*, 69(4), 347–364.
<https://doi.org/10.7202/602124ar>

Résumé de l'article

Récemment, des progrès marquants ont été réalisés pour comprendre et vérifier le comportement d'épargne de précaution. Cet article passe en revue les déterminants de l'épargne de précaution, l'effet des politiques gouvernementales sur ce type d'épargne, l'importance quantitative de ce comportement ainsi que les tests empiriques.

*Épargne de précaution et revenu de travail incertain : un survol de la littérature **

Michel NORMANDIN

Département des sciences économiques

Centre de recherche sur l'emploi et

les fluctuations économiques

Université du Québec à Montréal

RÉSUMÉ — Récemment, des progrès marquants ont été réalisés pour comprendre et vérifier le comportement d'épargne de précaution. Cet article passe en revue les déterminants de l'épargne de précaution, l'effet des politiques gouvernementales sur ce type d'épargne, l'importance quantitative de ce comportement ainsi que les tests empiriques.

ABSTRACT — *Precautionary Saving and Uncertain Labour Income: A Survey.* Recently, progresses have been made in understanding and in testing precautionary saving behaviour. This paper surveys the factors determining precautionary saving, the impact of government policies on this type of saving, and the numerical importance as well as the empirical relevance of this behaviour.

INTRODUCTION

Depuis les années 1950, l'hypothèse de revenu permanent (HRP) domine l'analyse des décisions de consommation et d'épargne. Il a été pratique courante d'étudier les implications théoriques du modèle HRP en posant l'hypothèse que les revenus sont certains. Dans cet environnement, le modèle prédit que l'unique motif d'épargne est l'allocation intertemporelle de la consommation. Empiriquement, une stratégie populaire pour tester le modèle HRP a consisté à régresser la consommation sur des retards échelonnés du revenu (voir par exemple Friedman, 1957 ainsi que Ando et Modigliani, 1963). Toutefois, cette spécification a rarement été reliée à la nature de l'incertitude.

* Cet article est tiré de ma thèse de doctorat à Queen's University. Je suis redevable à mon directeur de thèse Gregor Smith. J'aimerais également remercier Yvon Fauvel, John Galbraith, Allan Gregory, Thomas MacCurdy, Louis Phaneuf, Tony Smith et Thomas Stroud pour leurs commentaires et suggestions ainsi que le FCAR et l'UQAM pour leur soutien financier. Je suis responsable pour toute erreur pouvant se glisser dans le texte.

Leland (1968) a analysé le modèle HRP avec revenu de travail incertain - probablement le type de revenu le plus difficile à assurer. Il a trouvé les conditions requises pour que l'individu préfère épargner afin de s'assurer lui-même contre l'incertitude des revenus de travail futurs. Ce type d'épargne est connu sous le vocable « d'épargne de précaution ». Il est à noter que l'épargne de précaution engendre une motivation d'épargne qui est conceptuellement distincte de l'allocation intertemporelle de la consommation. De plus, l'épargne de précaution est nécessaire afin d'obtenir le comportement intuitif suivant : l'agent est prêt à payer moins afin d'éviter un certain pari lorsque sa richesse augmente. Malheureusement, il est difficile d'étudier le modèle HRP avec épargne de précaution parce que les solutions analytiques sont généralement inconnues.

Hall (1978) a contourné ce problème en analysant le modèle HRP dans un contexte d'équivalence certaine. Cette propriété établit que la solution est équivalente à celle obtenue à partir d'un environnement certain, à l'exception que les variables futures sont remplacées par les valeurs anticipées. Sous certaines conditions, l'équivalence certaine implique que la consommation est égale au revenu permanent, c.-à-d. l'annuité de la somme de la richesse financière et de la valeur actualisée des revenus de travail anticipés (Flavin, 1981). Ainsi, l'équivalence certaine fournit une spécification maniable pour la consommation puisqu'elle fait uniquement intervenir le premier moment conditionnel du revenu de travail.

Malheureusement, l'équivalence certaine élimine le motif d'épargne de précaution. Aussi, l'équivalence certaine implique le résultat contre-intuitif établissant que la prime de risque croît lorsque la richesse augmente. De plus, empiriquement le modèle HRP avec équivalence certaine est presque systématiquement rejeté. À titre d'exemple, ce modèle est sujet aux problèmes de croissance excessive, de sensibilité excessive et de lissage excessif de la consommation (Flavin, 1981 et Deaton, 1987).

Ces résultats ont relancé l'analyse ainsi que les tests du modèle HRP avec épargne de précaution. Les récents développements théoriques et empiriques ont révélé que l'épargne de précaution est déterminée par le degré d'incertitude, par la persistance du revenu de travail, ainsi que par le niveau de richesse. Aussi, les politiques gouvernementales réduisant l'incertitude et/ou augmentant la richesse ont pour effets de contracter l'épargne de précaution et de stimuler la consommation. De plus, les exemples numériques suggèrent qu'une fraction significative de l'accumulation de la richesse est expliquée par l'épargne de précaution. Finalement, ce comportement peut solutionner les anomalies survenant dans un contexte d'équivalence certaine.

Cet article retrace les progrès marquants ayant été réalisés pour comprendre et vérifier le comportement d'épargne de précaution. La section 1 passe en revue le modèle. La section 2 présente les effets des politiques gouvernementales sur l'épargne de précaution. La section 3 discute de l'importance numérique de ce comportement. La section 4 effectue un survol des tests empiriques.

1. LE MODÈLE

Cette section passe en revue le modèle HRP. Plus particulièrement, le problème de l'agent y est décrit, les sentiers anticipés de consommation y sont dérivés, les fonctions de consommation y sont développées et la notion de prudence y est présentée.

1.1 *Le problème de l'agent*

Un consommateur représentatif solutionne le problème suivant :

$$\max E_t \sum_{j=0}^{\infty} U(C_{t+j}) (1+r)^{-j}, \quad (1)$$

$$\{c_{t+j}\}$$

$$\text{s. c. } E_t \sum_{j=0}^{\infty} C_{t+j} (1+r)^{-j} = A_t + E_t \sum_{j=0}^{\infty} Y_{t+j} (1+r)^{-j} = W_t, \quad (2)$$

où E_t représente l'opérateur d'espérance conditionnelle, r est le taux d'actualisation (supposé égal au taux d'intérêt constant), U est la fonction d'utilité instantanée, C_t est la consommation à la période t , A_t est la richesse financière, W_t est la richesse totale anticipée et Y_t correspond au revenu de travail (après impôt) stochastique.

Notons que le revenu de travail est supposé non assurable. En pratique, les individus peuvent s'assurer partiellement contre l'incertitude du revenu de travail soit (i) par l'intermédiaire d'institutions (organismes de charité, marchés de capitaux financiers, assurances privées et publiques, etc...), ou encore, (ii) par des mécanismes informels (prêts et dons entre parents ou amis). Toutefois, une protection totale contre l'incertitude semble difficile puisque les marchés du capital humain sont incomplets. Par exemple, aux États-Unis les individus peuvent difficilement s'assurer contre le manque à gagner découlant d'invalidités physiques et psychiatriques. Même lorsque des paiements de transfert couvrent partiellement ces manques à gagner, le revenu annuel du chef de famille baisse d'environ \$4000 (Barsky, Mankiw et Zeldes, 1986). Chocrane (1991) a également trouvé qu'il y a assurance incomplète pour les cas de maladies prolongées et de congédiements. D'autre part, il y a assurance complète pour de courtes périodes de chômage, de pertes d'emploi suite à des grèves, et de mises à pied. De plus, Mace (1991) a montré que la consommation des individus peut réagir non seulement aux risques spécifiques aux individus, mais également aux risques reliés aux fluctuations non anticipées des agrégats économiques.

1.2 *Les sentiers anticipés de consommation*

Lorsque la fonction d'utilité est quadratique, l'équation d'Euler $E_t U'(C_{t+j}) = U'(C_t)$ devient :

$$E_t C_{t+j} = C_t. \quad (3)$$

L'équation (3) établit que la consommation est une martingale, c.-à-d. que le sentier anticipé de la consommation est plat. Aussi, la solution décrite en (3) est équivalente à celle obtenue à partir d'un environnement certain, à l'exception que les variables futures C_{t+j} sont remplacées par les valeurs anticipées $E_t C_{t+j}$. Cette propriété est connue sous le vocable « d'équivalence certaine ». Le modèle HRP avec équivalence certaine est dénoté par le symbole HRP-ÉC. Le modèle HRP-ÉC s'avérera utile afin de comprendre et de vérifier le comportement d'épargne de précaution.

Lorsque la fonction d'utilité a une dérivée troisième qui est positive, l'équation d'Euler et l'inégalité de Jensen indiquent que :

$$E_t C_{t+j} > C_t. \quad (4)$$

L'inégalité (4) implique que la consommation est une sous-martingale, c.-à-d. que le sentier anticipé de consommation est à pente positive. Aussi, (4) et la contrainte budgétaire (2) révèlent que l'épargne (consommation) courante est plus élevée (faible) que celle engendrée par le modèle HRP-ÉC. L'épargne additionnelle correspond à l'épargne de précaution, c.-à-d. l'épargne requise afin de se prémunir de l'incertitude des revenus de travail futurs¹. Le modèle avec épargne de précaution est dénoté par le symbole HRP-ÉP. Ce modèle a été analysé par Leland (1968), Sandmo (1970) et Drèze et Modigliani (1972) pour le cas à deux périodes et par Sibley (1975) et Miller (1976) pour le cas à multiples périodes.

1.3 Les fonctions de consommation

Les sentiers anticipés de consommation (3) et (4) et la contrainte budgétaire (2) permettent de dériver la fonction de consommation. Pour le modèle HRP-ÉC, la fonction de consommation est :

$$C_t = r(1+r)^{-1} W_t. \quad (5)$$

L'équation (5) révèle que la consommation est strictement égale au revenu permanent, soit à l'annuité de la richesse totale anticipée (Flavin, 1981). Ainsi, la consommation est déterminée par le premier moment conditionnel du revenu de travail, et par conséquent, n'est pas affectée par l'incertitude du revenu de travail (laquelle est captée par les moments d'ordre supérieur).

Cantor (1985) a montré que la fonction de consommation, lorsque le modèle HRP-ÉC est spécifié à partir d'une fonction d'utilité exponentielle, s'exprime comme suit² :

$$C_t = \left[r(1+r)^{-1} W_t \right] - \left[r(1+r)^{-2} (\rho_a / 2) \left(\sum_{j=0}^{\infty} \psi_j (1+r)^{-j} \right)^2 \sigma^2 \right]. \quad (6)$$

1. Une mesure alternative de l'épargne de précaution est la richesse additionnelle nécessaire afin de soutenir le niveau de consommation obtenu à partir du modèle HRP-ÉC (Kimball, 1990a).

2. Cette fonction de consommation suppose également que le processus univarié du revenu de travail suit une distribution normale. Caballero (1990) a relâché cette hypothèse.

L'équation (6) indique qu'il y a une dichotomie entre l'effet de richesse (soit le premier terme entre crochets) et l'effet d'épargne de précaution (soit le second terme entre crochets). Ce dernier effet dépend de l'aversion absolue au risque ρ_a et de la variabilité du revenu de travail. Cette variabilité est déterminée par le degré de persistance du revenu de travail - capté par les coefficients ψ_j de la représentation moyenne mobile du revenu de travail - ainsi que par la variance σ^2 du revenu de travail non anticipé.

Lorsque le modèle HRP-ÉP est spécifié à partir de fonctions d'utilité alternatives, les solutions analytiques de la fonction de consommation sont inconnues. Cependant, les approximations numériques indiquent que l'épargne de précaution est déterminée par les mêmes facteurs apparaissant à l'équation (6) - soit l'aversion absolue au risque et la variabilité du revenu de travail - ainsi que par la richesse totale anticipée. Par exemple, une hausse de la richesse fait baisser l'épargne de précaution (Zeldes, 1989). Cet effet survient lorsqu'on relâche la dichotomie entre les effets de richesse et d'épargne de précaution (Blanchard et Mankiw, 1988).

1.4 La notion de prudence

Kimball (1990a) a montré que l'effet de l'incertitude du revenu de travail sur les décisions d'épargne de précaution est capté par le coefficient de prudence absolue $\eta_a(C_I) = -U'''(C_I)/U''(C_I)^3$. Plus $\eta_a(C_I)$ est élevé, plus l'agent est prudent et plus il épargne à des fins de précaution. Pour le modèle HRP-ÉP, le coefficient $\eta_a(C_I)$ est positif puisque ce modèle repose sur une fonction d'utilité marginale convexe. D'autre part, le modèle HRP-ÉC prédit que le coefficient $\eta_a(C_I)$ est nul de sorte qu'il n'y a pas d'épargne de précaution. Ainsi, les décisions de consommation ne sont pas altérées par le degré d'incertitude.

Kimball (1990a,b) a avancé l'idée que la prudence absolue est non croissante par rapport à la consommation ($\eta_a'(C_I) \leq 0$), ou à la richesse. Ainsi, une augmentation de la richesse ne fait jamais augmenter la propension de l'individu à se protéger face à l'incertitude. En d'autres termes, un dollar de revenu additionnel ne réduit pas le sentiment de sécurité du consommateur de sorte qu'il n'augmente pas son épargne de précaution. Les fonctions d'utilité exponentielle et isoélastique représentent des préférences reflétant respectivement des prudences absolues constante et décroissante.

Une prudence absolue non croissante implique que la notion de prudence s'applique non seulement aux risques imposés dans un monde déterministe, mais aussi aux risques ajoutés dans un environnement composé de risques indépendants (Kimball, 1990a). Aussi, une prudence absolue non croissante combinée à une aversion absolue au risque non croissante engendre une aversion standard au risque (Kimball, 1991). Ce comportement implique qu'une augmentation d'un risque n'incite jamais l'individu à diminuer sa protection par rapport à un autre risque indépendant.

3. Kimball et Weil (1991) ont également élargi la notion de prudence aux préférences du type Kreps-Porteus.

2. ÉPARGNE DE PRÉCAUTION ET POLITIQUES ÉCONOMIQUES

Cette section a recours aux modèles HRP-ÉC et HRP-ÉP afin d'analyser l'effet des politiques gouvernementales sur les décisions de consommation et d'épargne de précaution. Plus particulièrement, cette section met l'accent sur les politiques réduisant l'incertitude et/ou augmentant la richesse.

2.1 *Politiques réduisant l'incertitude*

Une première catégorie de politiques vise à réduire l'incertitude du revenu de travail. L'exemple traditionnel est celui d'une réduction forfaitaire d'impôts courants accompagnée d'une hausse future d'impôts proportionnels au revenu de travail tel que la richesse totale anticipée de l'individu ne soit pas affectée. Cette politique implique une augmentation future du taux marginal d'imposition τ , et donc, une réduction de l'incertitude puisque $\sigma^2 = (1-\tau)^2\omega^2$, où σ^2 et ω^2 représentent respectivement les variances des revenus de travail non anticipés après et avant impôts.

Rappelons que le modèle HRP-ÉP est caractérisé par une prudence absolue qui est nulle ($\eta_a(C_I) = 0$). Par conséquent, dans le cadre de ce modèle la politique que nous venons de décrire n'affecte pas les décisions d'épargne et de consommation. Ceci se traduit par une propension marginale à consommer par rapport à la réduction forfaitaire d'impôt (PMC_τ) qui est nulle. Ce résultat peut être vérifié à partir de l'équation (5).

D'autre part, le modèle HRP-ÉP a une prudence absolue qui est positive ($\eta_a(C_I) > 0$) de sorte que cette politique fait diminuer l'épargne de précaution, et par conséquent, stimule la consommation (Chan, 1983). Par exemple, Barsky, Mankiw et Zeldes (1986) ainsi que Kimball et Mankiw (1989) ont montré que les fonctions d'utilité exponentielle et isoélastique engendrent une PMC_τ positive. Ces auteurs ont également souligné que l'impact de cette politique dépend de façon cruciale de l'horizon de temps requis avant le remboursement de la dette. L'intuition est que plus l'horizon est long, plus le revenu de travail est incertain, et plus l'effet de cette politique est important. Finalement, l'impact de cette politique est d'autant plus fort que la structure des impôts diverge de la structure optimale (Croushore, 1992). La structure optimale est obtenue lorsque la réduction forfaitaire est telle que $\tau = 100\%$ ⁴. Dans ce cas, l'incertitude est complètement éliminée ($\sigma^2 = 0$) de sorte que les marchés sont complets. Plus formellement, cette structure optimale minimise le surplus compensatoire (qui est nul), c.-à-d. le montant de consommation nécessaire pour que l'individu soit aussi satisfait dans un environnement incertain que dans un monde déterministe.

4. Lorsque le modèle HRP-ÉP est modifié pour tenir compte de l'offre de travail, la structure optimale est atteinte lorsque τ est égal à environ 7% (Croushore, 1990).

Lorsque le modèle HRP-ÉP est modifié afin d'incorporer des rendements risqués, la politique décrite ci-haut ne stimule pas nécessairement la consommation (Elmendorf et Kimball, 1991). Ce résultat s'explique par le fait que la demande d'actifs risqués augmente lorsque (i) les risques associés au revenu de travail et aux rendements sont statistiquement indépendants et (ii) la prudence absolue ainsi que l'aversion absolue au risque sont non croissantes. Ceci représente une application de l'aversion standard au risque (section 1).

2.2 Politiques augmentant la richesse

Une seconde catégorie de politiques vise à augmenter la richesse des individus. Un exemple de ce type de politiques est les paiements de transfert versés aux familles dont la somme de la richesse financière et du revenu de travail courant est inférieure à un seuil de consommation déterminé par le gouvernement. Ce genre de programme altère les décisions de consommation et d'épargne.

2.2.1 Effets sur la consommation

Hubbard, Skinner et Zeldes (1992) ont montré que les modèles HRP-ÉC et HRP-ÉP prédisent que plus la richesse initiale de l'individu est faible, plus il est incité à augmenter sa consommation courante afin de bénéficier du programme lors des périodes subséquentes. De plus, le programme augmente la richesse future des bénéficiaires, et par conséquent, leurs consommations futures. Cet effet est mesuré par la propension marginale à consommer par rapport à la richesse totale anticipée (PMC_w). Or, la PMC_w induite par le modèle HRP-ÉP avec prudence absolue constante ($\eta_a'(C_t) = 0$) est semblable à celle qui est engendrée par le modèle HRP-ÉC (Kimball, 1990a). Pour la fonction d'utilité exponentielle, ceci peut être vérifié à partir de l'équation (6).

Par ailleurs, la PMC_w associée au modèle HRP-ÉP avec prudence absolue décroissante ($\eta_a'(C_t) < 0$) peut être supérieure, égale ou inférieure à celle obtenue à partir du modèle HRP-ÉC. La fonction d'utilité isoélastique, caractérisée par une aversion relative au risque (ρ_r) supra-unitaire (infra-unitaire), entraîne une PMC_w plus (moins) élevée que celle qui est engendrée par l'équivalence certaine (Zeldes, 1989; Kimball, 1990b et Normandin 1992). Par contre, la fonction d'utilité caractérisée par une aversion absolue au risque qui est hyperbolique (AARH) - telle que définie par Merton (1971) - procure une PMC_w qui est inférieure à celle induite par l'équivalence certaine et cela peu importe la valeur de ρ_r (Normandin, 1992).

Ces résultats indiquent que la détermination de la taille de l'effet des programmes sociaux sur la consommation repose sur la forme des préférences des individus.

2.2.2 Effets sur l'épargne

Tel que mentionné plus haut, les modèles HRP-ÉC et HRP-ÉP prédisent que les individus ayant peu de dotations initiales sont incités à augmenter leur consommation courante. Conséquemment, ces agents réduisent leur épargne totale courante - cette dernière étant la somme de l'épargne associée au modèle HRP-ÉC et de l'épargne de précaution.

Pour les périodes subséquentes, le modèle HRP-ÉC prédit que l'augmentation de la richesse consécutive aux paiements de transfert du programme entraîne une hausse de l'épargne totale des bénéficiaires. Une conclusion semblable est obtenue dans le cas du modèle HRP-ÉP lorsque $\eta_a'(C_t) = 0$. Ceci revient à dire que le programme ne modifie pas les décisions d'épargne de précaution. Ceci s'explique par la dichotomie entre les effets de richesse et d'épargne de précaution.

Dans le cas du modèle HRP-ÉP lorsque $\eta_a'(C_t) < 0$, l'effet du programme sur l'épargne totale future des bénéficiaires est ambiguë. En effet, cette spécification a pour conséquence que l'augmentation de la richesse fait diminuer l'épargne de précaution (section 1). De plus, l'intuition suggère qu'une hausse du seuil de consommation (une augmentation des paiements de transfert) réduit davantage l'épargne de précaution des individus détenant peu de richesse. À titre d'exemple, Hubbard, Skinner et Zeldes (1992) ont montré (à partir d'une fonction d'utilité isoélastique) que lorsque le seuil de consommation passe de \$1000 à \$7000, le nombre de familles pauvres (dont la richesse financière est inférieure au revenu courant) réduisant leur épargne de précaution augmente de 22%. Pour les familles riches (dont la richesse financière est supérieure au revenu courant), cette proportion augmente seulement de 2.5%. Cet exemple numérique indique aussi que les individus qui sont pauvres accumulent moins de richesse que les familles riches - et cela en dépit de l'homogénéité des préférences des individus. Ces différents profils d'accumulation de richesse sont observés pour les consommateurs américains non retraités.

Des arguments de même nature suggèrent que l'absence de paiement de transfert couvrant les coûts de maladie (les dépenses médicales non assurables) accroît l'épargne de précaution des retraités. Zeldes (1989) a apporté un soutien à cette intuition en montrant qu'une diminution de l'espérance de vie engendre une réduction de la richesse qui est substantiellement inférieure à celle prédite par le modèle de cycle de vie avec certitude et sans héritage. En fait, ce dernier modèle a été rejeté pour l'économie américaine en raison du fait que les retraités ne réduisent pas leur richesse assez rapidement (Modigliani, 1988 et Kotlikoff, 1988).

Les effets des politiques gouvernementales sur les décisions de consommation et d'épargne de précaution sont résumés au tableau synthèse.

TABLEAU SYNTHÈSE

Modèle	Fonction d'utilité	Prudence	Politiques réduisant l'incertitude	Politiques augmentant la richesse	Anomalies
HRP-ÉC	Quadratique	$\eta_a = 0$ $\eta'_a = 0$	$PMC_\tau = 0$	$PMC_w = r/(1+r)$	Croissance excessive Sensibilité excessive Lissage excessif
HRP-ÉP	Exponentielle	$\eta_a > 0$ $\eta'_a = 0$	$PMC_\tau > 0$	$PMC_w = r/(1+r)$	Sensibilité excessive Lissage excessif
	Isoélastique	$\eta_a > 0$ $\eta'_a < 0$	$PMC_\tau > 0$	$PMC_w > r/(1+r)$, si $\rho_r > 1$ $PMC_w < r/(1+r)$, si $\rho_r < 1$	Sensibilité excessive Lissage excessif
	AARH	$\eta_a > 0$ $\eta'_a < 0$	$PMC_\tau > 0$	$PMC_w < r/(1+r)$	----

η_a correspond au coefficient de prudence absolue. $\eta'_a < 0$ est la dérivée partielle de ce coefficient par rapport à la consommation. PMC_τ est la propension marginale à consommer par rapport à une réduction forfaitaire d'impôt. PMC_w est la propension marginale à consommer par rapport à la richesse financière. r est le taux d'intérêt. ρ_r est l'aversion relative au risque. ---- indique l'absence d'anomalie. AARH est la fonction d'utilité caractérisée par une aversion absolue au risque qui est hyperbolique. Cette fonction d'utilité s'exprime comme suit : $U(C_t) = \zeta (1-\gamma) [C_t(1-\gamma)^{-1} + \beta]^\gamma$ où U est la fonction d'utilité et C_t est la consommation alors que ζ , γ et β sont des paramètres. Cette fonction d'utilité emboîte les fonctions quadratique ($\gamma = 2$), exponentielle ($\zeta = +\infty$ et $\beta = \zeta\gamma$) et isoélastique ($\beta = 0$).

3. IMPORTANCE QUANTITATIVE DE L'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

Aux États-Unis, le sondage sur les finances des consommateurs révèle que seulement 15% des répondants ont affirmé que les considérations de cycle de vie (c.-à-d. la retraite) constituent le motif d'épargne le plus important. En revanche, 43% des répondants ont indiqué que leur motivation première d'épargne est la prévention des « urgences »⁵. Ceci suggère qu'une fraction significative de l'accumulation de la richesse est expliquée par l'épargne de précaution.

L'importance quantitative de l'épargne de précaution a également été documentée à partir d'exemples numériques (Skinner, 1988 ; Zeldes, 1989 et Caballero, 1990, 1991). Ces exemples mettent en évidence que l'épargne de précaution représente (i) entre 18% et 76% de l'épargne totale, ou encore, (ii) entre 7% et 25% de la consommation.

Dans ces exemples, l'importance de l'épargne de précaution dépend évidemment de l'environnement économique postulé, et plus particulièrement, de l'aversion absolue au risque, du niveau de la richesse financière et de la variabilité du revenu de travail (section 1). Ainsi, la proportion de l'épargne de précaution (relativement à l'épargne totale) correspond à 18% lorsque l'aversion absolue au risque est égale à un, alors que cette proportion correspond à 76% lorsque l'aversion absolue au risque est égale à six (Skinner, 1988 et Caballero, 1990, 1991). L'augmentation de l'épargne de précaution suite à une hausse de l'aversion absolue au risque est en accord avec le résultat analytique développé par Drèze et Modigliani (1972) et Kimball (1990a). Ces auteurs ont montré que, lorsque la prime au risque n'augmente pas suite à une hausse de la richesse, les motifs d'épargne de précaution sont au moins aussi importants que les effets d'aversion au risque.

De plus, les exemples numériques révèlent que - pour les cas où il n'y a pas de dichotomie entre les effets de richesse et d'épargne de précaution - une diminution de la richesse financière accentue l'ampleur de l'épargne de précaution. À titre d'exemple, Zeldes (1989) a montré que l'épargne de précaution représente 25% de la consommation lorsque la richesse financière est deux fois plus grande que le revenu de travail. Cette proportion est égale à seulement 7% lorsque la richesse financière est cinq fois plus grande que le revenu de travail. Ce résultat reflète la notion de prudence absolue décroissante ($\eta_a'(C_T) < 0$) (section 1). De plus, ceci suggère que l'épargne de précaution est importante puisqu'on observe empiriquement que plusieurs types de ménages ont accumulé un montant de richesse relativement faible (Carroll, 1991).

Aussi, les exemples numériques satisfont l'intuition qu'une augmentation de la persistance accroît la variabilité du revenu de travail (et donc l'incertitude) de sorte que l'épargne de précaution est amplifiée. Par exemple, la proportion d'épargne de précaution (relativement à l'épargne totale) correspond à 21%

5. Pour plus de détails sur cette enquête, voir Carroll (1991).

lorsqu'un processus ARIMA(1,0,0) avec un coefficient de 0.80 est utilisé, alors que cette proportion est égale à 56% lorsqu'une marche aléatoire est postulée (Skinner, 1988).

Barsky, Mankiw et Zeldes (1986) ont rapporté que la variabilité du revenu est prononcée pour les générations courante et futures de familles américaines - la famille étant considérée comme l'agent du modèle HRP. Par exemple, les changements de statut économique des individus sont fréquents et parfois dramatiques : en 1974, moins du quart des hommes mariés appartenaient au même décile de la distribution de revenu qu'en 1967. Aussi, seulement 40% des hommes nés dans le quintile le plus nanti de la population demeurent dans ce quintile lorsqu'ils sont adultes. Ainsi, les parents se situant dans la catégorie supérieure de revenu sont incapables de s'assurer que leurs enfants maintiennent cette position relative. En fait, le contexte familial explique à peine 15% de la variation du revenu et la corrélation entre les revenus permanents des parents et des fils se situe autour de 0.3

Plus formellement, MaCurdy (1982) a trouvé à partir de données longitudinales américaines que le revenu est gouverné par un processus ARIMA(0,1,2). Ce processus implique une variabilité importante du revenu. Aussi, les études focalisant sur les séries chronologiques américaines indiquent que l'évolution du revenu de travail est convenablement décrite par un processus ARIMA(1,1,0), lequel est plus persistant qu'une marche aléatoire (Campbell, 1987 ; Campbell et Deaton 1989 ; Gali, 1990, 1991 ainsi que Diebold et Rudebush, 1991). Ce processus reflète également une forte variabilité du revenu. Encore une fois, ceci suggère qu'une fraction significative de l'accumulation de la richesse est expliquée par l'épargne de précaution.

Il est à noter que les exemples mentionnés ci-haut reposent sur une mesure *ex post* de l'incertitude du revenu de travail, soit la variance réalisée. Pour le cas italien, une mesure *ex ante* de l'incertitude a été construite à partir des probabilités subjectives des agents concernant leur distribution de revenu (*Italian Survey of Households Income and Wealth*). Récemment, Guiso, Japelli et Terlizzese (1992) ont exploité cette mesure et ont trouvé, qu'en moyenne, les ménages non retraités détiennent un montant considérable d'épargne de précaution (environ \$3000 américains par année).

4. TESTS DU COMPORTEMENT D'ÉPARGNE DE PRÉCAUTION

Il va de soi que les effets des politiques économiques sur l'épargne de précaution ainsi que l'importance quantitative de ce comportement sont pertinents uniquement dans la mesure où le modèle HRP-ÉP est empiriquement valide. Cette section effectue un survol des différentes stratégies visant à tester le modèle HRP-ÉP.

4.1 *Épargne de précaution et équivalence certaine*

Une première stratégie consiste à vérifier si le comportement d'épargne de précaution corrige les anomalies survenant dans un contexte d'équivalence certaine. Les problèmes les plus souvent mentionnés sont la croissance excessive, la sensibilité excessive et le lissage excessif de la consommation.

4.1.1 *Croissance excessive*

Tel que mentionné précédemment, le modèle HRP-ÉC prédit que la consommation est une martingale - voir l'équation (3). Par le fait même, ce modèle implique que la croissance moyenne de la consommation est nulle. Toutefois, aux États-Unis le taux de croissance des dépenses agrégées (*per capita*) en biens non durables et en services est en moyenne égal à 2% par année (depuis la deuxième guerre mondiale). Ainsi, l'équivalence certaine est rejetée parce que la consommation observée croît dans le temps (Deaton, 1987).

Le phénomène de croissance excessive peut être impliqué par le comportement d'épargne de précaution. Caballero (1990) a montré que le modèle HRP-ÉP, spécifié à partir d'une fonction d'utilité exponentielle, est en mesure de reproduire la croissance observée aux États-Unis. Malheureusement, cette spécification entraîne une consommation négative pour certaines années (Blanchard et Mankiw, 1988). Zeldes (1989) a corrigé ce problème en utilisant une fonction d'utilité isoélastique. La fonction d'utilité AARH permet de calquer le taux de croissance observé tout en assurant une consommation positive pour chacune des périodes (Normandin, 1993).

4.1.2 *Sensibilité excessive*

La plupart des études empiriques utilisant des séries chronologiques ou des données longitudinales révèlent que la consommation n'est pas une martingale puisque la consommation et le revenu de travail retardé exprimés en premières différences sont positivement corrélées (Hall, 1989). Par conséquent, le changement de la consommation réagit positivement au changement anticipé du revenu de travail, puisque le revenu de travail est plus persistant qu'une marche aléatoire (section 3). Ainsi, l'équivalence certaine est invalide puisque la consommation observée est excessivement sensible au revenu de travail anticipé (Flavin, 1981).

Caballero (1990) a trouvé que le comportement d'épargne de précaution découlant de la fonction d'utilité exponentielle engendre une sensibilité semblable à celle qui est associée à l'équivalence certaine⁶. La sensibilité obtenue à partir de la fonction d'utilité isoélastique est inférieure à celle qui est induite par le modèle HRP-ÉC (Zeldes, 1989). Par conséquent, cette spécification accroît le

6. Toutefois, Caballero a également montré que l'ajout de chocs sur les préférences peut potentiellement solutionner le problème de sensibilité excessive.

problème de sensibilité excessive. Normandin (1993) a montré que la fonction d'utilité AARH reproduit statistiquement la sensibilité observée, et par conséquent, solutionne le problème de sensibilité excessive.

4.1.3 *Lissage excessif*

Pour le modèle HRP-ÉC, la propriété martingale et la fonction de consommation (5) impliquent que la consommation non anticipée correspond à l'annuité de la valeur actuelle des révisions des anticipations des revenus de travail. Ainsi, un choc persistant affectant le revenu de travail entraîne une forte réponse de la consommation, et conséquemment, une variabilité prononcée de celle-ci. Empiriquement, les propriétés stochastiques du revenu de travail américain sont telles que l'équivalence certaine prédit une consommation plus variable que le revenu de travail. Ceci est contredit par un des faits les plus marquants du comportement de la consommation, à savoir que la consommation est plus lisse que le revenu de travail. En d'autres termes, l'équivalence certaine est rejetée parce que la consommation observée est excessivement lisse (Deaton, 1987).

Pour sa part, le modèle HRP-ÉP avec fonction d'utilité exponentielle produit un lissage similaire à celui qui est associé au modèle HRP-ÉC (Caballero, 1990)⁷. Christiano (1987) et Zeldes (1989) ont trouvé que les fonctions d'utilité logarithmique et isoélastique accentuent le problème de lissage excessif. Par contre, la fonction d'utilité AARH implique que la consommation est plus lisse que le revenu de travail et que le lissage relatif reproduit statistiquement celui qui est observé (Normandin, 1992).

Pour la fonction d'utilité AARH, Normandin (1993) a construit la probabilité que le modèle HRP-ÉP solutionne le lissage excessif, compte tenu qu'il capte la sensibilité observée. Une probabilité conditionnelle unitaire suggère que le modèle HRP-ÉP performe extrêmement bien, ou encore, que le lissage excessif et la sensibilité excessive reflètent le même phénomène. Empiriquement, la probabilité conditionnelle est statistiquement inférieure à l'unité. Ceci indique que le fait de reproduire le lissage et la sensibilité observés sont des manières distinctes de tester la validité de l'épargne de précaution. De plus, empiriquement la probabilité conditionnelle est supérieure à 0.80. Ceci révèle que le modèle HRP-ÉP réussit bien à capturer conjointement le lissage et la sensibilité observés.

Les tests portant sur la croissance excessive, la sensibilité excessive et le lissage excessif sont résumés au tableau synthèse.

4.2 *Équation d'Euler*

Une autre stratégie visant à tester l'épargne de précaution consiste à vérifier la validité empirique de l'équation d'Euler découlant du modèle HRP-ÉP. Cette

7. Encore une fois, Caballero a montré que l'incorporation de chocs sur les préférences peut potentiellement solutionner le problème de lissage excessif.

approche est intéressante d'abord parce qu'elle n'est pas sujette aux erreurs d'approximation associées aux solutions numériques requises lors des tests présentés ci-haut. Elle procure également des estimations des paramètres caractérisant les préférences, alors que les méthodes numériques fixent ces paramètres afin de calculer les solutions. De plus, cette approche permet de tenir compte de l'incertitude quant à la valeur des paramètres. Finalement, elle permet de tester le comportement d'épargne de précaution dans d'autres directions que la croissance excessive, la sensibilité excessive et le lissage excessif.

L'équation d'Euler découlant de la fonction d'utilité exponentielle indique que la consommation est une marche aléatoire avec dérive (Caballero, 1990). Cette spécification est généralement rejetée pour les données chronologiques et longitudinales des pays industrialisés (Hall, 1989). Aussi, l'estimation par la méthode des moments généralisés et par maximum de vraisemblance révèle que l'équation d'Euler associée à la fonction d'utilité isoélastique est invalide pour les données chronologiques et longitudinales américaines (Hansen et Singleton, 1982, 1983, ainsi que Kuehlwein, 1991). Jusqu'à maintenant, aucune étude n'a estimé l'équation d'Euler reliée à la fonction d'utilité AARH.

4.3 *Épargne par occupation*

Une dernière stratégie utilisée afin de tester l'épargne de précaution consiste à vérifier si les agents ayant des occupations plus risquées accumulent davantage de richesse. Pour le Royaume-Uni, Fisher (1956) a trouvé que le taux d'épargne moyen des entrepreneurs est 12% plus élevé que celui des gestionnaires. Friedman (1957) a obtenu des résultats semblables pour les États-Unis. Plus récemment, Skinner (1988) a souligné que les entrepreneurs et les fermiers américains ont des taux d'épargne inférieurs à ceux qui sont associés aux autres occupations. Carroll (1989) a montré que les entrepreneurs et les fermiers sont également les agents ayant les revenus les plus incertains.

Au premier coup d'oeil, ces derniers résultats ne semblent pas apporter un soutien en faveur du comportement d'épargne de précaution. Toutefois, ceci peut refléter l'idée que les agents moins prudents choisissent des occupations plus risquées. De plus, les entrepreneurs ont principalement des revenus de capital (et non de travail). Sandmo (1970) a prouvé que l'accroissement de l'incertitude pour ce type de revenus n'engendre pas nécessairement une augmentation de l'épargne.

CONCLUSION

Récemment, des progrès marquants ont été réalisés pour comprendre et vérifier le comportement d'épargne de précaution. Cet article a permis de passer en revue les déterminants de l'épargne de précaution, l'effet des politiques gouvernementales sur ce type d'épargne, l'importance quantitative de ce comportement ainsi que les tests empiriques.

D'autres études sont nécessaires afin de vérifier la pertinence empirique de l'épargne de précaution. Un premier exercice vise à estimer l'équation d'Euler pour les spécifications du modèle avec épargne de précaution qui solutionnent les problèmes de croissance excessive, de sensibilité excessive et de lissage excessif. Un deuxième exercice consiste à confronter le modèle avec épargne de précaution à des versions plus sophistiquées du modèle avec équivalence certaine (incorporation de contraintes de liquidité, de biens durables, etc...). Un dernier exercice est de tester si le modèle avec épargne de précaution peut reproduire l'accumulation de la richesse des individus occupant différents emplois, évoluant à différents stades du cycle de vie et provenant de différentes régions ou nations.

Il importe de noter que les résultats de ces tests sont nécessaires afin de déterminer l'effet des politiques économiques sur l'épargne et la consommation. Ces résultats sont également requis afin de confirmer l'importance quantitative de l'épargne de précaution.

BIBLIOGRAPHIE

- ANDO, A., et F. MODIGLIANI (1963), « The Life-Cycle Hypothesis of Saving : Aggregate Implications and Tests », *American Economic Review*, 53 : 55-84.
- BARSKY, R., N.G. MANKIW, et S.P. ZELDES (1986), « Ricardian Consumers with Keynesian Propensities », *American Economic Review*, 76 : 676-91.
- BLANCHARD, O.J., et N.G. MANKIW (1988), « Consumption : Beyond Certainty Equivalence » *American Economic Review* 2, Papers and Proceedings : 173-77.
- CABALLERO, R.J. (1990), « Consumption Puzzles and Precautionary Savings », *Journal of Monetary Economics*, 25 : 113-36.
- CABALLERO, R.J. (1991), « Earnings Uncertainty and Aggregate Wealth Accumulation », *American Economic Review*, 81 : 859-71.
- CAMPBELL, J.Y. (1987), « Does Saving Anticipate Declining Labor Income ? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis », *Econometrica*, 55 : 1249-273.
- CAMPBELL, J.Y., et A. DEATON (1989), « Why is Consumption So Smooth ? », *Review of Economic Studies*, 56 : 357-73.
- CANTOR, R. (1985), « The Consumption Function and the Precautionary Demand for Savings », *Economics Letters*, 17 : 207-10.
- CARROLL, C.D. (1989) « Uncertain Future Income, Precautionary Saving, and Consumption », miméo, Massachusetts Institute of Technology.
- CARROLL, C.D. (1991), « Buffer Stock Saving and the Permanent Income Hypothesis », Working Paper no. 114, Board of Governors of the Federal Reserve System.

- CHAN, L.K.C. (1983), « Uncertainty and the Neutrality of Government Financing Policy », *Journal of Monetary Economics*, 11 : 351-72.
- CHRISTIANO, L.J. (1987), « Why Is Consumption Less Volatile than Income ? », *Federal Reserve Bank Minneapolis Quarterly Review*, 11 : 2-20.
- COCHRANE, J.H. (1991), « A Simple Test of Consumption Insurance », *Journal of Political Economy*, 99 : 957-76.
- CROUSHORE, D. (1990), « Taxation as Insurance Against Income Uncertainty », Working Paper no. 90-15, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- CROUSHORE, D. (1992), « Ricardian Equivalence under Income Uncertainty », Working Paper no. 92-6, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- DEATON, A. (1987), « Life-Cycle Models of Consumption : Is the Evidence Consistent with the Theory ? », dans *Advances in Econometrics : Fifth World Congress*, Vol. 2, édité par T.F. BEWLEY, Cambridge University Press.
- DIEBOLD, F.X., et G.D. RUDEBUSH (1991), « Is Consumption Too Smooth ? Long Memory and the Deaton Paradox », *Review of Economics and Statistics*, 73 : 1-9.
- DRÈZE, J.H., et F. MODIGLIANI (1972), « Consumption Decisions under Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, 5 : 308-35.
- ELMENDORF, D.W., et M.S. KIMBALL (1991), « Taxation of Labor Income and the Demand for Risky Assets », Working Paper no. 3904, NBER.
- FISHER, M. (1956), « Exploration in Savings Behavior », *Oxford University Institute of Economics and Statistics Bulletin*, 18 : 201-78.
- FLAVIN, M.A. (1981), « The Adjustment to Changing Expectations about Future Income », *Journal of Political Economy*, 89 : 974-1009.
- FRIEDMAN, M. (1957), *A Theory of the Consumption Function*, Princeton University Press.
- GALI, J. (1990), « Finite Horizons, Life-Cycle Savings, and Time Series Evidence on Consumption », *Journal of Monetary Economics*, 26 : 433-52.
- GALI, J. (1991), « Budget Constraints and Time Series Evidence on Consumption », *American Economic Review*, 81 : 1238-253.
- GUIISO, L., T. JAPPELLI, et D. TERLIZZESE (1992), « Earnings Uncertainty and Precautionary Saving », Discussion Paper no. 699, Centre for Economic Policy Research.
- HALL, R.E. (1978), « Stochastic Implications of the Life Cycle - Permanent Income Hypothesis : Theory and Evidence », *Journal of Political Economy*, 86 : 971-87.
- HALL, R.E. (1989), « Consumption », dans *Modern Business Cycle Theory*, édité par R.J. BARRO, Harvard University Press.
- HANSEN, L.P., et K.J. SINGLETON (1982), « Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models », *Econometrica*, 50 : 1269-286.

- HANSEN, L.P., et K.J. SINGLETON (1983), « Stochastic Consumption, Risk Aversion, and the Temporal Behavior of Assets Returns », *Journal of Political Economy*, 91 : 249-65.
- HUBBARD, G.R., J. SKINNER, et S.P. ZELDES (1992), « Precautionary Saving and Social Insurance », miméo, Columbia University.
- KIMBALL, M.S. (1990a), « Precautionary Saving in the Small and in the Large », *Econometrica*, 58 : 53-73.
- KIMBALL, M.S. (1990b), « Precautionary Saving and the Marginal Propensity to Consume », Working Paper no. 3403, NBER.
- KIMBALL, M.S. (1991), « Standard Risk Aversion », Technical Working Paper no. 99, NBER.
- KIMBALL, M.S., et N.G. MANKIW (1989), « Precautionary Saving and Timing of Taxes », *Journal of Political Economy*, 97 : 863-79.
- KIMBALL, M.S., et P. WEIL (1991), « Precautionary Saving and Consumption Smoothing over Times and Possibilities », miméo, University of Michigan.
- KOTLIKOF, L.J. (1988), « Intergenerational Transfers and Savings », *Journal of Economic Perspectives*, 2 : 41-58.
- KUEHLWEIN, M. (1991), « A Test for the Presence of Precautionary Saving », *Economics Letters*, 37 : 471-75.
- LELAND, H.E. (1968), « Saving and Uncertainty : The Precautionary Demand for Saving », *Quarterly Journal of Economics*, 82 : 465-73.
- MACE, B.J. (1991), « Full Insurance in the Presence of Aggregate Uncertainty », *Journal of Political Economy*, 99 : 928-56.
- MACURDY, T.E. (1982), « The Use of Time Series Process to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Analysis », *Journal of Econometrics*, 18 : 84-114.
- MERTON, R.C. (1971), « Optimum Consumption and Portfolio Rules in a Continuous Time Model », *Journal of Economic Theory*, 3 : 373-413.
- MILLER, B.L. (1976), « The Effect on Optimal Consumption of Increased Uncertainty in Labor Income in the Multiperiod Case », *Journal of Economic Theory*, 13 : 154-67.
- MODIGLIANI, F. (1988), « The Role of Intergenerational Transfers and Life Cycle Savings in the Accumulation of Wealth », *Journal of Economic Perspectives*, 2 : 15-40.
- NORMANDIN, M. (1992), « Precautionary Saving : An Explanation for Excess Smoothness of Consumption », Cahier de recherche no. 4, Centre de recherche sur l'emploi et les fluctuations économiques, Université du Québec à Montréal.
- NORMANDIN, M. (1993), « Precautionary Saving : An Explanation for Excess Sensitivity of Consumption », *Journal of Business and Economic Statistics*, (à paraître).

- SANDMO, A. (1970), « The Effect of Uncertainty on Saving Decision », *Review of Economic Studies*, 37 : 353-60.
- SIBLEY, D.S. (1975), « Permanent and Transitory Effects of Optimal Consumption with Wage Income Uncertainty », *Journal of Economic Theory*, 11 : 68-82.
- SKINNER, J. (1988), « Risk Income, Life Cycle Consumption, and Precautionary Savings », *Journal of Monetary Economics*, 22 : 237-55.
- ZELDES, S.P. (1989), « Optimal Consumption with Stochastic Income : Deviations from Certainty Equivalence », *Quarterly Journal of Economics*, 104 : 275-98.